Journal of Agricultural Economics and Development

Homepage: https://jead.um.ac.ir

Research Article
Vol. 37, No. 1, Spring 2023, p. 35-48

Asymmetric Effects of Exchange Rate and Oil Price Changes on Food and Agricultural Product Prices in Iran: Application of NARDL Approach

Gh. Layani[1*], S. Mehrjou[2]

Received: 13-01-2022
Revised: 05-03-2022
Accepted: 02-05-2022
Available Online: 11-05-2022

How to cite this article:
Layani, Gh., & Mehrjou, S. (2023). Asymmetric effects of exchange rate and oil price changes on food and agricultural product prices in Iran: application of NARDL approach. *Journal of Agricultural Economics & Development 37*(1): 35-48. (In Persian with English abstract). http://doi.org/10.22067/jead.2022.74721.1113

Introduction

Despite the positive effects of the liberalization of economic activity around the world, the Iranian government still has a major share in the country's economy. However, almost all economists agree on the low efficiency of government economic activities. Restricting government involvement in these activities is a move that has been proposed and pursued by the World Bank and other global economic organizations, especially in recent decades. One of the policies recently proposed to reduce government interference in the Iranian economy is the elimination of 42,000 Rials in the country. But reducing government interference in agricultural activities can have many positive and negative effects. One of these effects could be rising food prices. In recent years, the frequency of large food price increases has accelerated around the world. Due to the dramatic changes in food prices, there have been numerous studies postulated that the exchange rate and crude oil price instability are the main determinant of the food price crises in different countries. The exchange rate is at the center of the policy debate in both developed and developing economies. Therefore, the purpose of this study is to investigate the asymmetric effects of exchange rate changes on food price fluctuations in Iran. For this reason, the NARDL approach has been used.

Materials and Methods

Due to the possibilities of asymmetric impact exits between the underlying variables (exchange rate and food price), the asymmetric Non-linear Unrestricted ARDL proposed by Shin *et al*. (2014) is widely used by the researchers, such as Ibrahim (2015) and Abdlaziz *et al*. (2016). The main purpose of this test was to test for the presence asymmetric effects in both long- and short-run relationships between economic time-series. Shin *et al*. (2014) applied the positive and negative partial sum decompositions to test the asymmetric effects. This asymmetric Unrestricted ARDL cointegration approach which allows the joint analysis of non-stationarity and non-linearity issues in the context of an unrestricted error correction model (ECM). In this study, in order to investigate the asymmetric effects of currency shock on food prices, the model introduced in the study of Wong and Shamsdin (2017) was used:

$$Lnfcpi_t = \alpha + \beta^{+}{}_1 LEX^{+}{}_t + \beta^{-}{}_1 LEX^{-}{}_t + \beta_2^{+} LPOIL^{+}{}_t + \beta_2^{-} LPOIL^{-}_t + \beta_3 LPgdp_t + \beta_t LT_t$$

$$Lnfppi_t = \alpha + \beta^{+}{}_1 LEX^{+}{}_t + \beta^{-}{}_1 LEX^{-}{}_t + \beta_2^{+} LPOIL^{+}{}_t + \beta_2^{-} LPOIL^{-}_t + \beta_3 LPgdp_t + \beta_t LT_t$$

1- Assistant Professor of Management and Rural Development, Shahrekord University, Shahrekord, Iran
(*- Corresponding Author Email: Ghasem.layani@sku.ac.ir)
2- Ph.D. of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Agricultural Development, College of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran
DOI: 10.22067/jead.2022.74721.1113

Results and Discussion

The findings of the study indicate several important relationships between key variables (oil price, per capita GDP, exchange rate, and trade liberalization) and food prices in Iran. Firstly, the study reveals that these variables exhibit long-run cointegration with food prices, suggesting a significant relationship between them. Secondly, the Unrestricted NARDL model demonstrates that exchange rates have a significant long-run asymmetric impact on food price changes in Iran. This implies that changes in the exchange rate can have a varying effect on food prices, depending on whether the exchange rate is appreciating or depreciating. Thirdly, the study finds that while long-run and short-run changes in oil prices do not have a significant impact on food prices in Iran, the long-run growth of per capita GDP and trade liberalization do have a significant impact on food price fluctuations. Specifically, the coefficients of the exchange rate variables indicate that a 1 percent increase in the exchange rate results in a 0.32 percent increase in the consumer food price index and a 1.05 percent increase in the producer food price index in the long run. The asymmetric impact of the exchange rate on Iranian food price fluctuations suggests that policymakers should prioritize stabilizing the national currency to manage the movement of food prices. This implies that economic policymakers, who aim to reduce inflation, protect vulnerable populations, and ensure food security, need to consider currency stability in their decision-making process. In addition to price liberalization, supportive policies should be implemented to prevent economic barriers to accessing food. Overall, these findings highlight the importance of understanding the relationships between key economic variables and food prices in Iran, and the need for policymakers to take these factors into account when making decisions regarding inflation, food security, and supporting vulnerable populations.

Conclusion

In this study, the focus was on investigating the asymmetric impact of oil price, real GDP, and exchange rates on food price fluctuations in Malaysia. The findings revealed that the exchange rate had a significant asymmetric effect on the movement of food prices, indicating its importance in understanding the current food market situation in Iran. This suggests that policymakers should prioritize addressing exchange rate issues rather than solely focusing on crude oil prices when formulating food price policies. The study emphasizes that stabilizing the national currency is of greater importance than controlling oil prices, as demonstrated by the research findings. Rising food prices have a detrimental impact on the economic access of vulnerable groups to sufficient food and pose a significant threat to food security. Therefore, it is recommended to pay attention to the positive relationship between increasing exchange rates and agricultural product prices. In the short term, it is essential to implement supportive policies to prevent a reduction in economic access to food. These policies should aim to address the challenges faced by vulnerable groups in accessing affordable food. By taking these measures, policymakers can mitigate the negative consequences of rising food prices and ensure food security for all.

Keywords: Asymmetric, Exchange rates, Food Prices, NARDL, Oil price

نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
https://jead.um.ac.ir

مقاله پژوهشی
جلد ۳۷، شماره ۱، بهار ۱۴۰۲، ص. ۴۸-۳۵

اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز و قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی و محصولات کشاورزی در ایران: کاربست رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده غیرخطی

قاسم لیانی[1]*- سعید مهرجو[2]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۲۳
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۰/۱۲/۱۴
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۱۲

چکیده

تأمین مواد غذایی اساسی‌ترین نیاز انسان بوده و افزایش قیمت آن می‌تواند تأثیر منفی قابل ملاحظه‌ای بر وضعیت رفاهی جامعه و بویژه قشر فقیر و کم درآمد داشته باشد. از این‌رو سیاست‌گذاران حساسیت‌های زیادی نسبت به تغییرات قیمت مواد غذایی از خود نشان می‌دهند. بر این اساس، در این مطالعه تأثیر نوسانات نرخ ارز در کنار نوسانات قیمت نفت، سرانه تولید ناخالص داخلی و درجه باز بودن اقتصاد بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۷۰ ارزیابی شده است. با توجه به احتمال تأثیر نامتقارن بین متغیرهای نرخ ارز و قیمت نفت و شاخص قیمت مواد غذایی از رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های گسترده غیرخطی استفاده شده است. نتایج آزمون کرانه برای هم انباشتگی نشان داد که متغیرهای اساسی رابطه بلندمدت و معناداری با تغییرات قیمت مواد غذایی دارند. همچنین، نتایج برآورد مدل NARDL گویای این حقیقت است که در بلند مدت یک رابطه مثبت و معنی‌دار میان قیمت مواد غذایی و افزایش قیمت ارز برقرار است. افزون بر این، اثر شوک منفی ارزی بر شاخص قیمت مواد غذایی در بلندمدت منفی ارزیابی شد. واکنش قیمت محصولات کشاورزی به شوک منفی ارزی نیز بیش‌تر از شوک‌های مثبت است. همچنین اثر تغییرات قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی در سطح قابل قبولی معنی دار است. ضریب متغیر آزاد سازی تجاری نیز بیانگر کاهش شاخص قیمت مواد غذایی در نتیجه بهبود روابط تجاری ایران با بازار جهانی است. نتایج مطالعه حاضر می‌تواند به سیاست‌گذاران اقتصادی که همواره به دنبال کاهش نرخ تورم، حمایت از اقشار آسیب پذیر جامعه و حفظ امنیت غذایی در کشور می‌باشند در تعیین سیاست‌های اقتصادی کمک شایان توجهی نماید.

واژه‌های کلیدی: نامتقارن، قیمت مواد غذایی، نرخ ارز، قیمت نفت، خودرگرسیو با وقفه‌های گسترده غیرخطی
طبقه بندی JEL: C22 ،E31 ،E30

مقدمه

تأمین مواد غذایی اساسی‌ترین نیاز انسان بوده و افزایش قیمت آن می‌تواند تأثیر منفی قابل ملاحظه‌ای بر وضعیت رفاهی جامعه و بویژه قشر فقیر و کم درآمد داشته باشد. از این‌رو سیاست‌گذاران حساسیت‌های زیادی نسبت به تغییرات قیمت مواد غذایی از خود نشان می‌دهند (Jafari Samimi and Farajzadeh, 2019). زیرا افزایش آن می‌تواند اثرات منفی بر رفاه جامعه به ویژه اقشار کم درآمد و فقیر داشته باشد (Layani and Esmaeili, 2015). در ارتباط با این مهم، کشورهای در حال توسعه به دلیل ساختار اقتصادی‌شان از نوسانات قیمت مواد غذایی تأثیر بیشتری می‌پذیرند. چرا که این

۱- استادیار گروه مدیریت و توسعه روستایی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهرکرد، ایران
(*- نویسنده مسئول: Email: Ghasem.layani@sku.ac.ir)
۲- دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

DOI: 10.22067/jead.2022.74721.1113

کشورها اغلب در دوران گذار اقتصادی بوده و وجود موجی از افزایش قیمت‌ها منجر به بروز مشکلات زیادی به آن‌ها می‌شود. ایران نیز از جمله کشورهای در حال توسعه‌ای است که برای سالیان متمادی با نرخ‌های تورم دو رقمی رویارو بوده و همواره بخش اعظم تلاش‌های دولت به شناسایی ریشه‌های تورم و رفع آن معطوف شده است و با توجه به اهمیت موادغذایی در فرآیند توسعه اقتصادی، بحث امنیت غذایی همواره در کشورهای در حال توسعه مطرح بوده و متغیر قیمت مواد غذایی به عنوان متغیر کلیدی و اثرگذار بر عرضه و تقاضای مواد غذایی و محصولات کشاورزی مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است (Layani *et al.*, 2020).

بررسی‌ها نشان می‌دهد عوامل بسیاری بر قیمت موادغذایی تاثیر گذار است، بررسی ارتباط بین شوک‌های قیمت نفت، نرخ ارز و قیمت مواد غذایی یکی از مهمترین مباحثی است که مطالعات متعددی پیرامون این موضوع انجام گرفته است (Kohansal and Hezareh, 2017; Pishbahar *et al.*, 2014). ارتباط بین قیمت نفت و بخش کشاورزی موضوع و چالش جدیدی نیست. افزایش قیمت نفت می‌تواند موجب افزایش هزینه تولید شده و از این رو افزایش قیمت محصولات کشاورزی را در پی داشته باشد (Harri *et al.*, 2009). با اینحال دلایل نامتقارن بودن اثرات قیمت نفت بر تورم قیمت مواد غذایی را می‌توان با واکنش تولیدکنندگان مواد غذایی به هنگام تغییر قیمت نفت توضیح داد. به عبارت دیگر واکنش تولیدکنندگان مواد غذایی نسبت به افزایش و کاهش قیمت نفت می‌تواند متفاوت باشد. هنگامی که قیمت نفت افزایش می‌یابد، هزینه تولید افزایش و بنابراین تولیدکنندگان تولید خود را کاهش داده و یا قیمت مواد غذایی را به سرعت افزایش می‌دهند تا از کاهش سود جلوگیری کنند. در مقابل تولیدکنندگان مواد غذایی ممکن است همراه با کاهش قیمت نفت خام به دو دلیل عمده تولید خود را افزایش و قمیت مواد غذایی را کاهش ندهند. اولاً، تولیدکنندگان مواد غذایی تصور می‌کنند که کاهش قیمت نفت ممکن است موقتی باشد که این می‌تواند بر اعتماد تولیدکنندگان برای تأمین نهاده‌های بیشتر به منظور تولید اضافی در کوتاه مدت اثرگذار باشد. ثانیاً محصولات غذایی و کشاورزی ماهیت بیولوژیکی دارند، بنابراین افزایش تولید بلافاصله پس از تغییر قیمت نفت، بر خلاف کالاهای دیگر، مشکل است. بنابراین این عوامل باعث می‌شود قیمت مواد غذایی در کوتاه مدت کمتر تحت تأثیر تغییر قیمت نفت قرار گیرد (Wong and Shamsudin, 2017).

یکی دیگر از عواملی که می‌تواند بر قیمت مواد غذایی در کشور اثرگذار باشد مداخلات دولت در بازار این محصولات است. به رغم آثار مثبت آزادسازی فعالیت‌های اقتصادی در گوشه و کنار جهان، دولت ایران هنوز سهم عمده‌ای در اقتصاد کشور دارد. این در حالی است که تقریباً همه اقتصاددانان روی کارایی پایین فعالیت‌ها اقتصادی دولت اتفاق نظر دارند. به طورکلی به جهت اهمیت تأمین مواد غذایی، حمایت از بخش کشاورزی مقوله‌ای است که سال‌ها موردبحث و توجه قرارگرفته است. به‌ویژه این‌که به دلایل متعددی همچون ماهیت بخش کشاورزی، ریسک بالاتر نسبت به سایر بخش‌ها، امنیت غذایی و تغذیه همواره نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی بیشتر در کانون توجه دولت‌ها قرار داشته است. بر این اساس نگاه حمایتی کشورهای مختلف به بخش کشاورزی نیز بسته به اهمیت آن در کشورهای جهان متفاوت و متنوع بوده است (Barikani and Shahbazi, 2016).

یکی از دلایل دخالت دولت در بازار محصولات کشاورزی عدم کارآمدی مکانیسم‌های بازار در افزایش رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان می‌باشد. لزوم حمایت از درآمد تولیدکنندگان از جمله دلایل مهم در جهت حمایت از بخش کشاورزی ذکر می‌گردد. در کشور ما نیز حمایت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی که عمدتاً با هدف افزایش تولید داخل و تأمین درآمد مطلوب صورت می‌گیرد به دو شکل کلی خرید محصول تولیدکننده با قیمت بالا و توزیع ارزان نهاده‌های تولیدی صورت می‌گیرد. بنابراین بازنگری در موضع موجود و تغییر سیاست‌های دولت در جهت کاهش مداخلات دولت در بازار محصولات کشاورزی می‌تواند آثار متعددی را به دنبال داشته باشد (Nematollahi *et al.*, 2013).

محدود کردن دخالت دولت فعالیت‌های کشاورزی، حرکتی است که بویژه در دهه‌های اخیر از طرف بانک جهانی و دیگر تشکیلات اقتصادی جهانی مطرح و پی گیری شده است. از جمله مهمترین هدف‌های آزادسازی، جلوگیری از به کارگیری امکانات تولیدی در بخش تولیدی کم بازده، افزایش تولید و تشویق رقابت است. جهت کلی سیاست‌های اقتصادی ایران نیز به سوی کم کردن دخالت دولت و آزادسازی فعالیت‌های اقتصادی است. با این همه به رغم آنکه این تمایلات می‌تواند منجر به فواید اقتصادی برای جامعه شود، باید آثار آن‌ها نیز مورد نظر قرار گیرد و آزادسازی بخوبی تعریف و اجرا شود (Bakhshoodeh, 2002).

یکی از سیاست‌هایی که اخیرا در جهت کاهش مداخلات دولت در بازار مورد توجه قرار گرفته است حذف ارز ترجیحی در کشور است. اگرچه قیمت دستوری ۴۲۰۰ تومان برای دلار در سال ۱۳۹۷ به دنبال خروج آمریکا از برجام با هدف کنترل قیمت‌ها و مهار افزایش قیمت کالاهای اساسی صورت گرفت اما این تصمیم در عمل با مشکلاتی از جمله سوءاستفاده برخی شرکت‌ها در گرفتن ارز دولتی و عدم عمل به تعهداتشان مواجه شد. به طور مثال عدم تخصیص به موقع ارز و واردات، عدم نظارت کافی بر حلقه‌های زنجیره تأمین و توزیع نهاده‌ها، ایرادات متعدد سامانه بازارگاه و مواردی از این قبیل موجب شد تا علیرغم تخصیص سنگین ارز برای واردات نهاده‌های دامی، بازار این اقلام با نابسامانی بی سابقه و تولیدکنندگان با کمبود جدی مواجه

شوند (Jafari Samimi and Farajzadeh, 2019). بنابراین انتقادات زیادی به شیوه اجرای ارز ترجیحی وجود داشته که موجب شد تا حذف ارز ترجیحی و آزاد سازی قیمت‌ها مورد توجه دولت قرار گیرد. از آنجا که احتمال می‌رود در اثر آزادسازی، قیمت برای تولیدکنندگان و مصرف کنندگان محصولات کشاورزی به سمت قیمت جهانی گرایش پیدا کند، عرضه کنندگان محصولات کشاورزی می‌توانند قیمت جهانی را، که با احتساب نرخ ارز در بازار آزاد احتمالاً بالاتر از قیمت تضمینی است، دریافت کنند و از آن پس یارانه‌ای به شکل فعلی نیز به مصرف کنندگان داده نمی‌شود و لذا قیمت پرداخت شده از سوی مصرف کنندگان نیز به احتمال همان قیمت جهانی خواهد بود. بنابراین از آنجاکه نوسانات نرخ ارز هم طرف تقاضا و هم طرف عرضه یک اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، می‌توان نرخ ارز را به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر شاخص‌های اقتصادی دانست. اما نوسانات نرخ ارز می‌تواند اثرات نامتقارنی بر اقتصاد داشته باشد. به عبارت دیگر، اثرات کاهش نرخ ارز بر متغیرهای اقتصادی متفاوت از افزایش نرخ ارز باشد. در واقع، در شرایط افزایش یا کاهش نرخ ارز، ممکن است اثرات تولیدی متفاوتی پدیدار شود (Jafari Samimi and Mostafapour, 2020).

بنابراین این مطالعه در تلاش است تا اثرات نامتقارن تغییرات قیمت ارز (به عنوان شاخصی از آزاد سازی قیمت‌ها و کاهش مداخلات دولت در بازار محصولات کشاورزی) و قیمت نفت را بر قیمت محصولات کشاورزی مورد بررسی قرار دهد. بدین منظور از مدل خودرگرسیون برداری غیرخطی و داده‌های شاخص قیمت مصرف کننده و تولید کننده محصولات کشاورزی برای سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۷۰ استفاده شده است.

مبانی نظری

تورم قیمت مواد غذایی علاوه بر شوک‌های سمت عرضه و تقاضای محصولات کشاورزی از سمت متغیرهای مختلف دیگری نیز تأثیر می‌پذیرد (Abdlaziz *et al*., 2016). عوامل اصلی که توسط محققان مختلف برجسته شده است شامل نوسانات قیمت نفت، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی واقعی است. چن و همکاران (Chen *et al*., 2010) نشان دادند که نوسانات قیمت نفت بر تورم به طور کل و تورم مواد غذایی به طور خاص اثر گذار است. بنابراین نیازهای اساسی مصرف کنندگان در نتیجه شوک قیمت نفت به طور غیرمستقیم تحت تأثیر قرار می‌گیرد. با اینحال مطالعات گذشته توضیحات متفاوتی در رابطه با اثرات بی ثباتی قیمت نفت بر نوسانات قیمت مواد غذایی در جهان ارائه داده‌اند. به طور کلی عوامل موثر بر شوک قیمت مواد غذایی را می‌توان به دو گروه سمت تقاضا و سمت عرضه طبقه بندی کرد. شوک‌های سمت تقاضا شامل افزایش جمعیت، رشد سریع اقتصاد، افزایش تقاضا برای فرآوری سوخت زیستی و اتانول و افزایش تقاضا برای محصولات کشاورزی نظیر آفتابگردان، سویا و پالم در جهان می‌باشد که می‌تواند منجر به افزایش قیمت مواد غذایی شود (Abdlaziz *et al*., 2016). از سوی دیگر از سمت عرضه، تغییرات هزینه تولید، ماهیت بیولوژیکی کشاورزی، انتظارات بدبینانه تجاری در مورد فروش آتی و قدرت بازار می‌تواند بر قیمت مواد غذایی اثر گذار باشد.

به طور کلی بررسی مطالعات گذشته در خصوص اثرپذیری قیمت مواد غذایی از متغیرهای مختلف نشان می‌دهد که در خصوص تأثیر قیمت نفت خام بر تغییرات قیمت مواد غذایی می‌توان مطالعات را به سه گروه تقسیم بندی کرد: (۱) مطالعاتی که از این دیدگاه حمایت نمی‌کنند (۲) مطالعاتی که این رابطه را ضعیف شناسایی کردند و (۳) مطالعاتی که اثر تغییرات قیمت نفت را بر قیمت مواد غذایی قوی ارزیابی کردند. به طور جزئی تر یو و همکاران (Yu *et al*., 2006)، ژانگ و رید (Zhang and Reed, 2008)، نازلیوگلو و سویتاس (Nazlioglu and Soytas, 2011) و ریبوردو (Reboredo, 2012) از جمله مطالعاتی هستند که نتوانستند شواهدی کشف کنند که نشان دهنده سهم قابل توجهی از تأثیر نوسانات قیمت نفت خام بر قیمت کشاورزی باشد. در مقابل ماتیوس و همکاران (Mutuc *et al*., 2010) تأثیر شوک قیمت نفت بر قیمت پنبه در ایالات متحده را بررسی کردند و شواهد ضعیفی برای حمایت از دیدگاه واکنش قیمت محصولات کشاورزی نسبت به تغییرات قیمت نفت کشف کردند. علاوه بر این، مطالعات اخیر از جمله بافس (Baffes, 2007)، هری و همکاران (Harri *et al*., 2009)، چن و همکاران (Chen et al., 2010)، بافس و دنیس (Baffes and Dennis, 2013)، ابراهیم (Ibrahim, 2015)، عبدالعزیز و همکاران (Abdlaziz *et al*., 2016)، وانگ و شمسدین (Wong and Shamsudin, 2017) و طرازکار و شیخ زین الدین (Tarazkar and Sheikhzeinodin, 2019) نشان دادند که نوسانات قیمت نفت تأثیر قوی بر قیمت محصولات کشاورزی دارد.

گروهی دیگری از مطالعات از جمله هری و همکاران (Harri *et al*., 2009)، عبدالعزیز و همکاران (Abdlaziz *et al*., 2016) و وانگ و شمسدین (Wong and Shamsudin, 2017) علاوه بر قیمت نفت به تأثیرگذاری نرخ ارز بر قیمت مواد غذایی توجه نمودند. به طوری که یک رابطه بلند مدت بین نوسانات نرخ ارز و قیمت محصولات کشاورزی نظیر ذرت تأیید شد. به همین ترتیب، کوان و کائو (Kwon and Koo, 2009) و ریبوردو و اوگاندو (Reboredo and Ugando, 2014) نیز شواهدی مبنی بر نقش قابل توجه نوسانات ارزی بر تورم مواد غذایی کشف نمودند. بر اساس مطالعه عبدالعزیز و همکاران (Abdlaziz *et al*., 2016) کاهش ارزش دلار آمریکا یکی از عوامل مهم و تأثیر گذار بر قیمت جهانی مواد غذایی می‌باشد و این یافته

تأییدی بر یافته‌های نازلیوگلو و سویتاس (Nazlioglu and Soytas, 2012) به شمار می‌رود. در بین مطالعات داخلی جعفری صمیمی و فرجزاده (Jafari Samimi and Farajzadeh, 2019) نشان دادند که نوسانات نرخ ارز در کوتاه مدت و بلند مدت تأثیر منفی بر قیمت مواد غذایی دارد. در ادامه مطالعات صورت گرفته در خصوص نوسانات نرخ ارز، علی و همکاران (Ali et al., 2013) به بررسی نقش تجارت محصولات کشاورزی و نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی پاکستان پرداختند. نتایج نشان داد که یک رابطه علی دو طرفه‌ای بین نوسانات نرخ ارز و رشد اقتصادی در این کشور وجود دارد. برخی از مطالعات همچون زو و همکاران (Zou et al., 2017) نیز رابطه پویا بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت کالا را بررسی و دریافتند که شاخص قیمت کالاهای خاص در استرالیا و نیوزلند ارزش پول این کشورها را افزایش داده است. در مقابل چن و همکاران (Chen et al., 2010) نشان دادند شاخص قیمت کالا در پیش بینی نرخ ارز نقشی ندارد. بات و همکاران (Butt et al., 2020) شواهدی از وجود یک رابطه علی یک طرفه از نرخ ارز اسمی به قیمت نفت در بلندمدت و کوتاه مدت و همچنین شواهدی از علیت دو سویه بین نرخ ارز، قیمت روغن پالم، قیمت لاستیک و قیمت گاز طبیعی در بلندمدت و کوتاه مدت برای کشور مالزی ارائه نمودند. در سال اخیر سرابی و همکاران (Sarabi et al., 2020) به تحلیل اثر افزایش نرخ ارز بر قیمت تمام شده محصولات کشاورزی در ایران پرداختند. نتایج نشان داد که قیمت محصولات زیر بخش دام و طیور، بیشتر از سایر زیر بخش‌های کشاورزی تحت تأثیر افزایش نرخ ارز قرار می‌گیرد. همچنین اثر افزایش نرخ ارز در بخش‌های مختلف از طریق مسیرهای متفاوتی به قیمت محصولات کشاورزی منتقل می‌شود.

پس از بررسی مطالعات گذشته، مطالعه حاضر در تلاش است تا اثر متغیرهایی همچون نرخ ارز، قیمت نفت، آزاد سازی تجاری و سرانه تولید ناخالص داخلی را بر شاخص قیمت مصرف کننده و تولید کننده مواد غذایی بررسی نماید. همانطور که بیان شد تأکید مطالعات گذشته بر تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت و قیمت ارز بوده و کمتر به متغیرهایی همچون آزادسازی تجاری و تولیدناخالص داخلی به عنوان متغیرهای اثربخش از طرف عرضه و تقاضای مواد غذایی توجه شده است. همچنین با توجه به سیاست‌های ارزی کشور در سال جاری، این مطالعه در پی پاسخ به این سوال است که آیا اثرات شوک‌های ارزی بر قیمت محصولات کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت نامتقارن است؟ همچنین، در صورت تایید وجود تاثیرات نامتقارن، اثر کدام شوک بزرگ‌تر است؟ گفتنی است در صورتی که اثرات نامتقارن شوک ارزی بر سطح قیمت‌ها مورد پذیرش واقع شود، کارایی پیش‌بینی تمامی مدل‌های خطی مورد تردید واقع می‌شود. افزون بر این، در نظر گرفتن اثرات نامتقارن می‌تواند بانک مرکزی را نیز در کنترل تورم یاری نماید.

مواد و روش‌ها

رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های گسترده غیر خطی (NARDL) نخستین بار به وسیله شین و همکاران (Shin et al., 2014) ارایه شد. این روش در حقیقت گسترش یافته رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های گسترده (ARDL) است که به وسیله پسران و شین (Pesaran and Shin, 1999) و پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) ارایه شد، اما در رهیافت NARDL بر خلاف رهیافت ARDL می‌توان اثرات نامتقارن متغیر مستقل را در کوتاه و بلند مدت بررسی کرد.

با توجه به این‌که رهیافت NARDL توسعه یافته رهیافت ARDL است، لذا دارای مزایای روش ARDL نیز می‌باشد. از جمله این‌که در این روش می‌توان بدون توجه به این‌که تمام متغیرها هم‌جمع از درجه یک (I(1)) و یا ترکیبی از درجه صفر (I(0)) و یک (I(1)) باشند، مدل را برآورد نمود (Pesaran et al., 2001). همچنین، در روش ARDL افزون بر آنکه امکان ورود وقفه‌های متغیر مستقل و وابسته در مدل وجود دارد، این رهیافت در نمونه‌های کوچک نیز قابل استفاده است (Narayan and Narayan, 2004; Caporale and Pittis, 2004; Pesaran et al., 2001). افزون بر این استفاده از این روش حتی در مواردی که متغیرهای مدل درونزا نیز باشند نیز امکان پذیر است (Alam and Ouazy, 2003).

افزون بر موارد بالا، رهیافت NARDL بر خلاف روش ARDL این امکان را در اختیار پژوهشگر قرار می‌دهد که به گونه همزمان وجود روابط غیر خطی و نامتقارن را در کوتاه‌مدت و بلند مدت بررسی کند. همچنین، روابط نامتقارن می‌توانند تنها در بلند مدت و یا در کوتاه‌مدت و یا در هر دو وجود داشته باشد و لذا تاثیر شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته به تفکیک کوتاه و بلند مدت قابل بررسی است (Arize et al., 2017). از دیگر برتری‌های رهیافت NARDL آن است که با روش کم‌ترین مربعات معمولی (OLS) قابل برآورد بوده و ضرایب خطی برآورد می‌شوند (Greenwood-Nimmo and Shin, 2013). مدل NARDL دو متغیره را می‌توان به صورت رابطه (۱) نشان داد (Shin et al., 2014):

$$Y_t = \beta^+ X_t^+ + \beta^- X_t^- + u_t \qquad (۱)$$

که در آن β^- و β^+ ضرایب بلند مدت مدل می‌باشند. همچنین X_t قابل تفکیک و تجزیه به تغییرات مثبت و منفی به صورت رابطه (۲) است:

$$X_t = X_0 + X_t^+ + X_t^- \qquad (۲)$$

که در رابطه بالا، X_0 ارزش اولیه متغیر X_t است. همچنین

X_t^+ و X_t^- به ترتیب مجموع جزئی تغییرات مثبت و منفی در متغیر X_t هستند که به صورت روابط (۳) و (۴) قابل بیان می‌باشند.

$$X_t^+ = \sum_{t=1}^{t} \Delta X_t^+ = \sum_{t=1}^{t} \max(\Delta x_t, 0) \quad (۳)$$

$$X_t^- = \sum_{t=1}^{t} \Delta X_t^- = \sum_{t=1}^{t} \min(\Delta x_t, 0) \quad (۴)$$

شین و همکاران (Shin *et al.*, 2014) با تلفیق رابطه (۱) و مدل ARDL(p,q) خطی ارایه شده توسط پسران و شین (Pesaran and Shin, 1999) و پســران و همکاران (Pesaran *et al.*, 2001)، مدل NARDL (p,q) را به صورت رابطه (۵) بیان کردند.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \rho Y_{t-1} + \theta^+ X_{t-1}^+ + \theta^- X_{t-1}^- + \sum_{i=}^{p-} \varphi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} (\pi_i^+ \Delta X_{t-i}^+ + \pi_i^- \Delta X_{t-i}^-) + e_t \quad (۵)$$

که در رابطه بالا، $\theta^+ = -\rho\beta^+$ و $\theta^- = -\rho\beta^-$ برقرار است.

برآورد مدل با اســـتفاده از رهیافت NARDL شـامل مراحل زیر است. در نخستین گام مدل NARDL(p,q) با استفاده از روش حداقل مربعـات معمولی (OLS) و تعیین وقفـه بهینـه بر اســـاس یکی از معیارهای آکاییک یا شوارتزبیزن، برآورد می‌شود. در ادامه وجود رابطه هم‌جمعی غیر خطی (نـامتقارن) میان متغیرهای مســـتقل و وابســـته ($y_t . x_t^+ . x_t^-$) بررسی می‌شود. برای این منظور می‌بایست با استفاده از آزمون کرانه[1] و مقادیر اصلاح شده آماره F[2] ارایه شده توسط پسران و همکاران (Pesaran *et al.*, 2001) و شین و همکاران (Shin *et al.*, 2014)، بـرابری $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ را آزمون نمود. این آزمون دارای دو کرانه یا حد بحرانی بالا و پایین اســت. در صورتی که مقادیر محاسـباتی آماره F از کرانه بالایی بیش‌تر باشـد، می‌توان گفت رابطه تعادلی بلند مدت و به بیان دیگر، هم‌جمعی میان متغیرهای مدل وجود دارد. در صورت تایید وجود هم‌جمعی می‌توان متقارن یا نامتقارن بودن روابط را در کوتاه و بلند مدت با اســـتفاده از آزمون والد بررســـی کرد (Athanasenas *et al.*, 2014). برای بررسی وجود روابط نامتقارن در بلند مدت لازم است فرض صفر زیر را آزمون کرد:

$$H_0: -\frac{\theta^+}{\rho} = -\frac{\theta^-}{\rho}$$

همچنین، بمنظور بررسی وجود ارتباط نامتقارن در بلند مدت کافی است فرض صفر زیر را آزمون کرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^{q} \pi_i^+ = \sum_{i=1}^{q} \pi_i^-$$

در این مطالعه بمنظور بررســـی تاثیرات نامتقارن شـــوک ارزی بر قیمت مواد غذایی از مدل معرفی شـده در مطالعه وانگ و شـمسـدین (Wong and Shamsudin, 2017) استفاده شد:

$$Lnfcpi_t = \alpha + \beta^+{}_1 LEX^+{}_t + \beta^-{}_1 LEX^-{}_t + \beta_2^+ LPOIL^+{}_t + \beta_2^- LPOIL_t^- + \beta_3 LPgdp_t + \beta_t LT_t \quad (۶)$$

$$Lnfppi_t = \alpha + \beta^+{}_1 LEX^+{}_t + \beta^-{}_1 LEX^-{}_t + \beta_2^+ LPOIL^+{}_t + \beta_2^- LPOIL_t^- + \beta_3 LPgdp_t + \beta_t LT_t \quad (۷)$$

که در این روابط $Lnfcpi_t$ و $Lnfppi_t$ به ترتیب شـــاخص قیمت مواد خوراکی و آشامیدنی (شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی) و شـاخص قیمت بهای تولیدکننده کشـاورزی است. LEX^+: لگاریتم افزایش قیمت ارز (شـــوک مثبت)، LEX^-: لگاریتم کاهش قیمت ارز (شـوک مثبت) و $LPgdp$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه و LT لگـاریتم آزادســـازی تجـاری و $Loil^+$: لگـاریتم افزایش قیمت نفت (شـــوک مثبت)، $Loil^-$: لگاریتم کاهش قیمت نفت (شـــوک مثبت) می‌باشند. در مدل فوق، β^+ نشان دهنده رابطه بلند مدت میان قیمت مواد غذایی و قیمت محصولات کشاورزی و افزایش قیمت ارز و قیمت نفت اســت. همچنین، β^- نشـان دهنده رابطه بلند مدت میان قیمت مواد غذایی و قیمت محصولات کشاورزی و کاهش قیمت ارز و قیمت نفت اسـت (Ibrahim, 2015). داده‌های مورد اسـتفاده در این مطالعه بصـورت سـری زمانی سـالانه طی سـال‌های ۱۴۰۰-۱۳۷۰ از سایت مرکز آمار و بانک مرکزی ایران جمع آوری شـده اسـت. جهت ساخت شاخص آزاد سازی تجاری از نسبت مجموع واردات و صادرات به تولید ناخالص داخلی ایران اسـتفاده شده است (Zare Mehrjerdi *et al.*, 2011) که آمار و اطلاعات مورد نیاز آن از فائو استخراج شده است.

نتایج

نخسـتین گام در برآورد مدل‌های سـری زمانی، بررسـی ایستایی متغیرهای مدل اسـت. نتایج آزمون ایسـتایی دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم‌یافته حاکی از آن است که از بین متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، لگاریتم شـــاخص قیمت مواد غذایی و ســـرانه تولید ناخالص داخلی در سـطح ایسـتا هسـتند اما متغیرهای لگاریتم قیمت نفت، نرخ ارز و آزادسـازی تجاری در سـطح ایستا نبوده و با یکبار تفاضل گیری ایستا می‌شوند و لذا هم‌جمع از درجه یک (I(1)) می‌باشند.

با توجه به نتایج آزمون ایسـتایی و وجود توام متغیرهای ایسـتا در سـطح و تفاضـل ایستا در بین متغیرهای توضیحی، استفاده از رهیافت NARDL مجاز می‌باشـد، اما لازم اسـت پیش از برآورد، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل از راه آزمون هم‌جمعی بررسـی شود. بر

1- Bound Test

2- modified F-test

این اساس در ادامه هم‌جمعی میان متغیرها با استفاده از آزمون کرانه مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۲ آورده شده است. در مدل اول متغیر شاخص قیمت مواد خوراکی و آشامیدنی بعنوان متغیر وابسته و در مدل دوم شاخص بهای تولیدکننده کشاورزی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مورد بررسی

Table 1- Results of Generalized Dickey-Fuller Stationarity Test for the Variables

نام متغیر Variables	آماره محاسباتی (در سطح) ADF-Level	آماره محاسباتی (تفاضل مرتبه اول) ADF- 1st Diff.	نتیجه Result
شاخص قیمت موادخوراکی و آشامیدنی Consumer Price Index	-3.53*	–	I(0)
شاخص بهای تولیدکننده Producer price index	-3.85**	–	I(0)
قیمت نفت Oil prices	-1.25	-6.46***	I(1)
سرانه تولید ناخالص داخلی GDP per capita	-5.04***	–	I(0)
آزاد سازی تجاری Trade liberalization	-2.09	-5.18***	I(1)
نرخ ارز Exchange rate	-0.46	-4.19***	I(1)

*، **، ***: به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد.

مأخذ: یافته‌های مطالعه

Source: Research findings

جدول ۲- نتایج آزمون کرانه برای تست همجمعی مدل اول.

Table 2– Bounds test for nonlinear cointegration

سطح اطمینان Signif.	مدل Model	F-Statistics Second Model	F-Statistics First Model	1%	2.5%	5%	10%
کرانه پایین lower bound	مدل ۱ Model 1	7.79***	39.29***	3.31	2.98	2.69	2.38
	مدل ۲ Model 2			3.15	2.75	2.45	2.12
کرانه بالا upper bound	مدل ۱ Model 1			4.63	4.19	3.83	3.45
	مدل ۲ Model 2			4.43	3.99	3.61	3.23

*، **، ***: به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد.

مأخذ: یافته‌های مطالعه

Source: Research findings

بر اساس نتایج جدول ۲ آماره F محاسباتی مدل نامتقارن NARDL از مقادیر بحرانی کرانه بالا در سطح اطمینان ۹۹ درصد بیش‌تر است. به طور جزئی‌تر مقدار آماره F محاسباتی برای مدل اول که شاخص قیمت مصرف کننده به عنوان متغیر وابسته بکار گرفته شد معادل ۳۹/۲۹ بدست آمده است که از مقدار کرانه بالا در سطح یک درصد یعنی ۴/۶۳ بزرگتر است. پس با اطمینان ۹۹ درصد وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل نامتقارن تایید می‌شود. این نتیجه خود گویای این حقیقت است که بین متغیرهای مورد بررسی در مطالعه حاضر یک رابطه نامتقارنی برقرار خواهد بود. برای مدل دوم (با تأکید بر شاخص قیمت تولید کننده) مقدار آماره محاسباتی ۷/۷۹ بدست آمده است که از مقدار کرانه بالا در سطح یک درصد بزرگتر است. پس از تایید وجود رابطه تعادلی بلند مدت در مدل نامتقارن، ابتدا مدل بلندمدت NARDL برآورد شد که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود تعداد قابل توجهی از متغیرهای وارد شده در الگو در سطح قابل قبولی معنی دار است. همچنین مقدار شاخص ضریب تعیین بالا در الگوی پویا، تأییدی بر توضیح دهندگی بالای متغیرهای انتخاب شده از تغییرات قیمت مواد غذایی است. نتایج اولیه برآورد مدل اول گویای وجود یک شکست ساختاری در سال ۱۳۹۱ است. بر این اساس یک متغیر موهومی برای این سال در مدل در نظر گرفته شد.

جدول ۳- اثرات نامتقارن شوک ارزی بر قیمت مواد غذایی در بلندمدت.
Table 3- Asymmetric effects of exchange rate shocks on food prices in the long run

متغیر Variable	مدل اول First model ضرایب / خطای معیار Coefficient/ Std. Error	مدل دوم Second model ضرایب / خطای معیار Coefficient/ Std. Error
لگاریتم شوک مثبت ارزی LEX^+	0.32***(0.06)	1.05***(0.22)
لگاریتم شوک منفی ارزی LEX^-	-7.62*** (1.56)	-4.16 (5.38)
لگاریتم شوک مثبت قیمت نفت $LOILP^+$	-0.23** (0.09)	-0.21 (0.37)
لگاریتم شوک منفی قیمت نفت $LOILP^-$	0.33** (0.10)	1.04* (0.53)
لگاریتم سرانه GDP LPGDP	0.59***(0.17)	2.30***(0.43)
لگاریتم آزادسازی تجاری LT	-1.83***(0.14)	-1.96***(0.60)
متغیر موهومی DUM91	0.27***(0.02)	-
عرض از مبدا C	-0.72 (1.34)	-5.96**(2.35)

ماخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings

در ادامه به تفسیر نتایج مربوط به رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی پرداخته می‌شود. بر اساس نتایج بدست آمده از جدول ۳، در مدل اول، ضریب افزایش نرخ ارز و به عبارتی کاهش ارزش پول داخلی، مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. این نتیجه با نتایج پیش‌بهار و همکاران (Pishbahar *et al*., 2014) و کهنسال و هزاره (Kohansal and Hezareh, 2017) در خصوص اثر شوک ارزی بر قیمت مواد غذایی و محصولات کشاورزی همخوانی دارد. با توجه به ضریب بدست آمده برای شوک مثبت ارزی در دو مدل (۰/۳۲ در مدل اول و ۱/۰۵ در مدل دوم)، می‌توان بیان نمود که یک درصد افزایش در قیمت ارز، منجر به افزایش ۰/۳۲ درصدی شاخص قیمت مصرف کننده مواد غذایی و افزایش ۱/۰۵ درصدی شاخص قیمت تولید کننده مواد غذایی می‌شود. با توجه به اثر مثبت کاهش ارزش پول ملی بر قیمت مواد غذایی می‌توان به دو نکته اشاره کرد. نکته اول افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی نظیر کود شیمیایی که منجر به افزایش هزینه تولید و در نتیجه افزایش قیمت تمام شده محصولات کشاورزی می‌شود. نکته دوم افزایش هزینه واردات کالا با افزایش نرخ ارز است. به عبارت دیگر با توجه به افزایش هزینه واردات مواد غذایی به جهت تأمین بخشی از تقاضای داخلی، افزایش قیمت مواد غذایی در داخل کشور مورد انتظار خواهد بود. افزون بر این با توجه به یافته‌های مطالعه افزایش ارزش پول داخلی اثر منفی بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران دارد که این نتیجه با نتایج مطالعه وانگ و شمسدین (Wong and Shamsudin, 2017) همخوانی دارد.

با افزایش ارزش پول داخلی می‌توان مقدار بیشتری مواد غذایی به ازای هر واحد پول داخلی از بازار خارجی وارد کشور کرد که این موضوع می‌تواند از طریق افزایش عرضه مواد غذایی بر قیمت آن اثرگذار باشد. بعلاوه اثر افزایش ارزش پول داخلی بر قیمت مواد غذایی بیشتر از اثر کاهش ارزش پول داخلی بدست آمده است.

بر اساس ضریب بدست آمده، قیمت نفت خام در بلندمدت با حرکت پویای قیمت مواد غذایی در ایران مرتبط است. این نتیجه نشان می‌دهد افزایش قیمت نفت منجر به کاهش قیمت مواد غذایی می‌شود. به طور جزئی‌تر یک درصد افزایش در قیمت نفت، شاخص قیمت مصرف کننده مواد غذایی را ۰/۲۳ درصد و شاخص قیمت تولید کننده را ۰/۲۱ درصد کاهش می‌دهد. البته در تفسیر ضریب بدست آمده برای شوک مثبت قیمت نفت در مدل دوم لازم است احتیاط شود چراکه این ضریب در سطح قابل قبولی معنی دار نشده است. همچنین اثر شوک منفی قیمت نفت نیز در بلندمدت در دو مدل برآوردی به ترتیب معادل ۰/۳۳ و ۱/۰۴ برآورد شده است. بر اساس ضریب بدست آمده، یک درصد کاهش در قیمت نفت، شاخص قیمت مصرف کننده و تولید کننده محصولات کشاورزی را به ترتیب ۰/۳۳ درصد و ۱/۰۴ درصد کاهش می‌دهد. همچنین، مقایسه ضرایب شوک مثبت و منفی

نفتی حاکی از آن اســت که کاهش قیمت نفت در مقایســه با افزایش آن، اثراتی بزرگ‌تر بر قیمت محصولات کشاورزی دارد. علامت مثبت ضریب بدست آمده برای متغیر قیمت نفت در مطالعات بافس و دنیس (Baffes and Dennis, 2013)، عبدالعزیز و همکاران (Abdlaziz et al., 2016)، وانگ و شـمسـدین (Wong and Shamsudin, 2017) و طـرازکـار و شـیـخ زیـن الـدیـن (Tarazkar and Sheikhzeinoddin, 2019) همخوانی دارد. وانگ و شـمسـدین (Wong and Shamsudin, 2017) در مطالعه خود نشـان دادند که بی ثبـاتی قیمـت نفـت می‌توانـد بـه طور مثبـت با نوســانات قیمت موادغذایی در ارتباط باشــد. علاوه بر این، نتایج جدول ۳ حاکی از آن اســت که ضــریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی ســرانه در دو مدل برآوردی در بلندمدت مثبت و در ســطح اطمینان ۹۹ درصــد معنی‌دار می‌باشد. با توجه به ضریب برآوردی می‌توان بیان نمود که یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه منجر به افزایش ۰/۵۹ درصدی در شـاخص قیمت مصـرف کننده و افزایش ۲/۳۰ درصـدی شـاخص قیمت تولید کننده مواد غذایی می‌شــود. به منظور تحلیل اثربخشــی متغیر تولید ناخالص داخلی ســرانه بر قیمت مواد غذایی می‌توان بیان نمود که یک شـوک مثبت در این متغیر از یک سو می‌تواند اثر مثبتی بر افزایش اعتماد تولیدکنندگان و سـرمایه گذاران به تولید و در نتیجه عرضـه بیشـتر مواد غذایی داشـته باشـد. از سوی دیگر با فرض ثابت بودن سـایر شـرایط، انتظار می‌رود با افزایش درآمد افراد، تقاضـا برای مواد خوراکی در کشور روند صعودی به خود بگیرد. اگر افزایش عرضه در نتیجه شـوک مثبت درآمد نتواند افزایش تقاضـای حاصـل از این شوک را جبران نماید، رشد قیمت مواد غذایی مورد انتظار خواهد بود.

ضــریـب برآوردی متغیر آزادســازی تجاری در مدل اول معادل ۱/۸۳- درصد و ضریب برآوردی این متغیر در مدل دوم معادل ۱/۹۶- درصـد بدست آمده است. این نتیجه می‌تواند گویای این حقیقت باشد که بهبود وضــعیت تجاری و کاهش تحریم‌های اقتصــادی، می‌تواند منجر به کاهش قیمت مواد غذایی در داخل کشــور شــود. در مقابل کاهش ســهم تجارت از تولید ناخالص داخلی و یا به عبارتی افزایش تحریم‌های اقتصــادی در کشــور، می‌تواند تورم مواد غذایی را در پی داشته باشد. با توجه به اینکه سهم مواد غذایی از بودجه خانوارهای کم درآمد بیشـتر است لذا این گروه از جامعه آسیب بیشتری از تحریم‌ها و یا منفعت بیشتری از آزادسازی تجاری خواهند دید.

پس از برآورد رابطه بلندمدت، نتایج مدل کوتاه مدت در ادامه ارائه شـده است. بر اساس نتایج جدول ۴، علامت جمله تصحیح خطا مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی دار اسـت. بر این اساس در صورت بروز یک شـوک به مدل اول در حدود یکسـال طول می‌کشـد تا روند کوتاه مدت و بلندمدت همجهت شـود. ضـریب جمله تصحیح خطا در مدل دوم نیز معادل ۰/۵۴- اسـت. به عبارت دیگر حدود ۲ سال طول می‌کشد که روند کوتاه مدت و بلندمدت همسو شوند. ضریب برآوردی شوک مثبت نرخ ارز در دو مدل مورد بررسی به ترتیب معادل ۱/۱۱ و ۰/۹۴ است که در سطح قابل قبولی معنی دار می‌باشند. بنابراین انتظار می‌رود با کاهش ارزش پول ملی، شوک مثبتی به بازار مواد غذایی در کشـور وارد شـود. همچنین ضـریب برآوردی شـوک منفی نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف کننده منفی و معادل ۲/۴۲- بدست آمده است. بـه نظر می‌رسـد زمـانی کـه ارزش پولی ملی افزایش می‌یابد، ایران می‌توان مواد غذایی بیشـتری از بازار جهانی وارد کند و بر قیمت مواد غذایی تأثیر بگذارد. ضـرایب بدسـت آمده برای شـوک قیمت نفت در مدل کوتاه مدت همجهت با مدل بلندمدت اسـت. بر اسـاس نتایج برآوردی، در کوتاه مدت بر خلاف بلندمدت آزادسازی تجاری منجر به افزایش قیمت مواد غذایی در کشـور می‌گردد. به عبارت دیگر با توجه به ضـریب برآوردی این متغیر یعنی ۰/۷۹ درصـد، می‌توان بیان نمود که یک درصد بهبود در وضعیت تجاری کشور، منجر به افزایش ۰/۷۹ درصدی شاخص قیمت مواد غذایی در کشور شده است.

همچنین بمنظور بررسـی وجود یا عدم وجود رابطه متقارن شوک ارزی در مدل از آزمون والد استفاده شد که نتایج آن حاکی از آن است فرض برابری ضرایب شوک مثبت و منفی نرخ ارز در سطح یک درصد رد می‌شـود. آماری F آزمون والد در دو مدل برآوردی به ترتیب معادل ۴/۰۹ و ۱۲/۸۲ بدسـت آمده اسـت که در سـطح یک درصد معنی دار اسـت. بنابراین اثر شوک ارزی بر قیمت موادغذایی در کشور نامتقارن اسـت. در نهایت به منظور بررسـی پایداری الگو از آماره‌های پسـماند تجمعی (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی (CUSUMQ) استفاده شــد کـه در قـالب نمودار ۱ الی ۴ ارایه شــده‌اند. با توجه به این‌که نمودارهـای پســماند تجمعی و مجذور پســماند تجمعی بین خطوط بحرانی ۵ درصد قرار دارند، لذا مدل برآوردی در بلندمدت پایدار است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

قیمت مواد غذایی تحت تأثیر عوامل متعددی قرار می‌گیرد که این عوامل را می‌توان ناشی از تغییر در تقاضا یا عرضه مواد غذایی دانست. عوامل سمت تقاضا منجر به افزایش مصرف مواد غذایی می‌شود که از جمله آن‌ها می‌توان به افزایش رشـد جمعیت، بهبود قدرت خرید مردم و تغییر الگوی مصـرف جوامع در نتیجه تغییر در درآمد و سـلیقه آن‌ها اشـاره کرد. عوامل سـمت عرضـه شـامل کمبود موادغذایی اسـت که می‌تواند ناشی از کاهش تولید مواد غذایی است. به دلیل وجود نوسانات نرخ ارز در کشـور به نظر می‌رسـد تکانه‌های قیمت ارز در ایران اثری شـایان توجه بر اقتصـاد دارد. در این مورد تاثیرپذیری سـطح عمومی قیمـت‌ها بویژه قیمت مواد غذایی با توجه به اثر نامطلوبی که می‌تواند بر امنیت غذایی و رفاه خانوارهای ایرانی داشته باشد، از اهمیت بالایی برخوردار است.

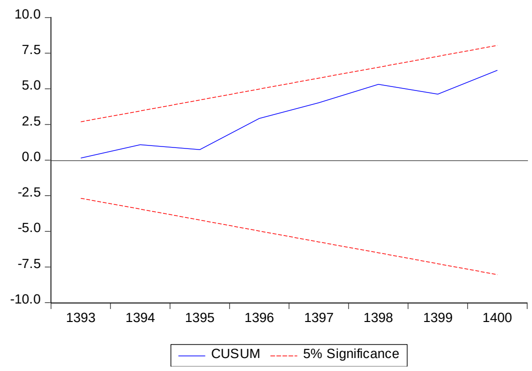
جدول ۴- اثرات نامتقارن شوک ارزی بر قیمت مواد غذایی در کوتاه مدت.
Table 4- Asymmetric effects of exchange rate shocks on food prices in the short run.

متغیر Variable	مدل اول First model NARDL(2,1,1,1,0,2,1) ضرایب / خطای معیار Coefficient/ Std. Error	مدل دوم Second model NARDL(1,1,0,0,2,0,2) ضرایب / خطای معیار Coefficient/ Std. Error
وقفه متغیر وابسته DLOGY(-1)	0.42^{***}(0.03)	0.45^{**}(0.21)
تفاضل لگاریتم شوک مثبت ارزی $DLEX^{+}$	1.11^{***}(0.04)	0.94^{***}(0.07)
تفاضل لگاریتم شوک منفی ارزی $DLEX^{-}$	-2.42^{**}(0.96)	-
تفاضل لگاریتم شوک مثبت قیمت نفت $DLOILP^{+}$	0.14^{**} (0.05)	-
تفاضل لگاریتم شوک منفی قیمت نفت $DLOILP^{-}$	0.20^{***} (0.04)	0.13^{*}(0.07)
وقفه تفاضل لگاریتم شوک منفی قیمت نفت $DLOILP^{-}$(-1)	–	-0.22^{***}(0.06)
تفاضل لگاریتم سرانه GDP DLPGDP	-0.95***(0.09)	-
وقفه تفاضل لگاریتم سرانه GDP DLPGDP(-1)	0.35***(0.08)	-
تفاضل لگاریتم آزادسازی تجاری DLT	-	–0.22 (0.17)
وقفه تفاضل لگاریتم آزادسازی تجاری DLT (-1)	–	0.79^{***}(0.14)
تصحیح خطا ECM(-1)	-1.08^{***}(0.04)	-0.54***(0.03)
متغیر موهومی DUM91	-0.00003 (0.99)	–
R^2	0.98	0.89
Wald test	t-statistic 2.02^{*} F-statistic 4.09^{*}	-3.85^{***} 12.82^{***}

ماخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings

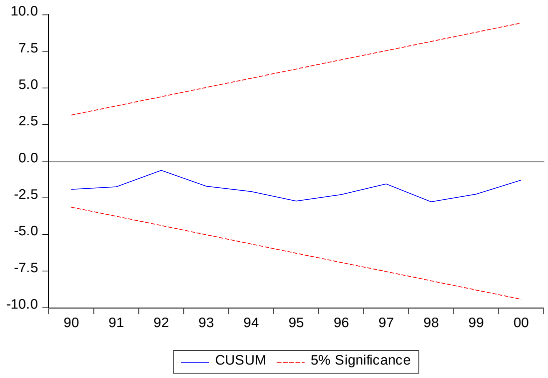
در این مطالعه از شـاخص قیمت مصـرف کننده مواد خوراکی و شـاخص قیمت تولید کننده محصـولات کشـاورزی مستخرج از مرکز آمار ایران به عنوان متغیر وابسته و از قیمت نفت، نرخ ارز، سرانه تولید نـاخالص داخلی و شـــاخص آزادســـازی تجاری به عنوان متغیرهای توضـیحی اسـتفاده شـد. برای این منظور از رهیافت خودرگرسـیو با وقفه‌های گسـترده غیرخطی (NARDL) بهره گرفته شد، چرا که این روش امکـان بررســـی اثرات نـامتقارن قیمت‌ها را فراهم می‌نماید. از جمله برتری‌های این روش آن اسـت که نیازی به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرهای مورد بررسـی ندارد و قادر است اثرات نامتقارن را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررســـی کند. نتایج برآورد مدل NARDL نشـــان داد کـه قیمت موادغذایی در بلندمدت دارای رفتاری نامتقارن اســـت. بر این اســـاس، در بلندمدت یک رابطه مثبت و معنی‌دار میان قیمـت موادغـذایی و افزایش قیمت ارز وجود دارد. افزون بر این، یک رابطه منفی میان کاهش قیمت ارز و شـاخص قیمت مصـرف کننده و تولیـد کننده در بلند مدت و یک رابطه منفی میان کاهش قیمت ارز و شـــاخص قیمت مصـــرف کننده کننده در کوتاه مدت مشـــاهده شـــد. هم‌چنین، واکنش قیمت محصـولات کشـاورزی به شوک منفی ارزی بیش‌تر از شـوک‌های مثبت می‌باشد. از این رو تاثیرپذیری قیمت‌های داخلی و بویژه قیمت مواد غذایی و محصـولات کشـاورزی از نوسانات قیمت ارز دور از انتظار نخواهد بود. بنابراین، سـیاست‌گذاران اقتصادی که همواره به دنبال کاهش نرخ تورم می‌باشـند باید این موضوع را در تصـــمیم‌هـای خود لحـاظ کننـد. هم‌چنین، با توجه به این‌که افزایش

قیمت مواد غذایی دسترسی اقتصادی اقشار آسیب‌پذیر جامعه به مواد غذایی کافی را محدود می‌کند و تهدیدی جدی برای امنیت غذایی جامعه است و هم‌چنین، رابطه مثبت میان افزایش قیمت ارز و قیمت محصولات کشاورزی، پیشنهاد می‌شود در کوتاه‌مدت از سیاست‌های حمایتی برای جلوگیری از کاهش دسترسی اقتصادی به مواد غذایی استفاده شود.



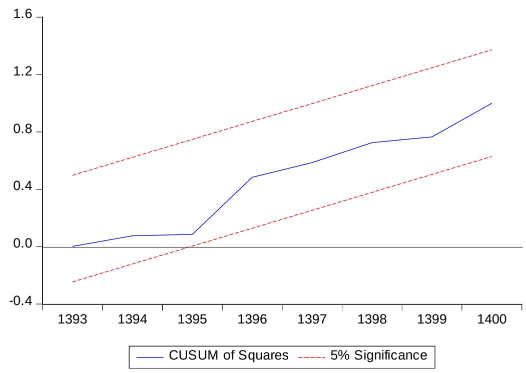
نمودار ۱- پسماند تجمعی (CUSUM) مدل اول

Figure 1- Cumulative residual (CUSUM) of the first model



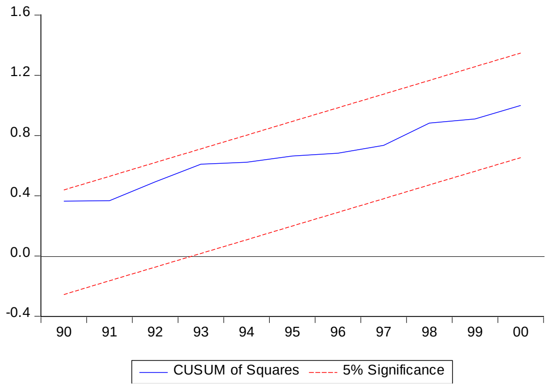
نمودار ۲- پسماند تجمعی (CUSUM) مدل دوم

Figure 2- Cumulative residual (CUSUM) of the second model



نمودار ۳- مجذور پسماند تجمعی (CUSUM) مدل اول

Figure 3- Cumulative squared residual (CUSUM) of the first model



نمودار ۴- مجذور پسماند تجمعی (CUSUM) مدل دوم

Figure 4- Cumulative squared residual (CUSUM) of the second model

در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک رابطه مثبت و معنی‌دار میان قیمت محصولات کشاورزی و افزایش قیمت نفت وجود دارد. افزون بر این، یک رابطه مثبت و معنی‌دار میان کاهش قیمت نفت و قیمت محصولات کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت برقرار است. بر اساس یافته‌های مطالعه می‌توان بیان نمود که سیاست گذاران باید به تغییر نرخ ارز و قیمت نفت در تعیین سیاست‌های مربوط به قیمت مواد غذایی توجه نمایند.

با توجه اثربخشی درجه باز بودن اقتصاد بر قیمت محصولات کشاورزی و غذایی، با افزایش درجه باز بودن اقتصاد قیمت مواد غذایی کاهش می‌یابد. با توجه به فزونی واردات مواد غذایی بر صادرات این مواد در ایران، با توجه به درجه باز بودن، واردات مواد غذایی افزایش، عرضه افزایش و در نتیجه قیمت مواد غذایی کاهش می‌یابد. از آنجا که در ایران مصرف مواد غذایی سهم شایان توجهی از کل مصرف خانوار را به خود اختصاص می‌دهد، افزایش درآمد سرانه می‌تواند تقاضای مواد غذایی و به دنبال آن قیمت مواد غذایی را به گونه‌ای قابل توجه افزایش دهد. بنابراین، سیاست گذاران برای کنترل قیمت مواد غذایی می‌توانند تولید مواد غذایی را با گسترش سرمایه گذاری در بخش کشاورزی افزایش داده و یا با افزایش درجه باز بودن اقتصاد از راه کاهش تعرفه‌ها و محدودیت‌ها با افزایش قیمت مواد غذایی مقابله کند.

منابع

1- Abdlaziz, R.A., Rahim, K.A., & Adamu, P. (2016). Oil and food prices co-integration nexus for Indonesia: A non-linear autoregressive distributed lag analysis. *International Journal of Energy Economics and Policy 6*(1): 82-87.

2- Alam, M.I., & Quazy, R.M. (2003). Determinants of capital flight: An econometric case study of Bangladesh. *International Review of Applied Economics 17*(1): 85-103. https://doi.org/10.1080/713673164.

3- Ali, I., Khan, I., Ali, H., Baz, K., Zhang, Q., Khan, A., & Huo, X. (2020). The impact of agriculture trade and exchange rate on economic growth of Pakistan: an NARDL and asymmetric analysis approach. *Ciência Rural 50*. https://doi.org/10.1590/0103-8478cr20190005.

4- Arize, A.C., Malindretos, J., & Igwe, E.U. (2017). Do exchange rate changes improve the trade balance: An asymmetric nonlinear cointegration approach. *International Review of Economics & Finance* 49: 313-326. https://doi.org/10.1016/j.iref.2017.02.007.

5- Athanasenas, A., Katrakilidis, C., & Trachanas, E. (2014). Government spending and revenues in the Greek economy: evidence from nonlinear cointegration. *Empirica* 41: 365-376. https://doi.org/10.1007/s10663-013-9221-3.

6- Baffes, J. (2007). Oil spills on other commodities. *Resources Policy 32*(3): 126-134. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2007.08.004.

7- Baffes, J., & Dennis, A. (2013). *Long-term drivers of food prices* (p. 6455). Washington, DC, USA: World Bank.

8- Bakhshoodeh, M. (2002). Predicting the effects of eliminating government interference from the wheat market. *Agricultural Economics and Development 9*(35): 161-175.

9- Barikani, A., & Shahbazi, H. (2016). Assessment of the effect of input subsidy support on Iran\'s agricultural TFP. *Agricultural Economics and Development 24*(1): 247-270. http:/doi.org/10.30490/aead.2016.59029.

10- Butt, S., Ramakrishnan, S., Loganathan, N., & Chohan, M.A. (2020). Evaluating the exchange rate and commodity price nexus in Malaysia: evidence from the threshold cointegration approach. *Financial Innovation 6*(1): 1-19.

11- Caporale, G., & Pittis, N. (2004). Estimator choice and Fisher's paradox: a Monte Carlo study. *Econometric Reviews 23*(1): 25-52. https://doi.org/10.1081/ETC-120028835.

12- Chen, S.T., Kua, H.I., & Chen, C.C. (2010). Modeling the relationship between the oil price and global food prices. *Applied Energy 87*(8): 2517-2525. https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2010.02.020.

13- Greenwood-Nimmo, M., & Shin, Y. (2013). Taxation and the asymmetric adjustment of selected retail energy prices in the UK. *Economics Letters 121*(3): 411-416. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.09.020.

14- Harri, A., Nally, L., & Hudson, D. (2009). The relationship between oil, exchange rates, and commodity prices. *Journal of Agricultural and Applied Economics 41*(2): 501-510. https://doi.org/10.1017/S1074070800002959.

15- Ibrahim, M.H. (2015). Oil and food prices in Malaysia: a nonlinear ARDL analysis. *Agricultural and Food Economics* 3: 1-14. https://doi.org/10.1186/s40100-014-0020-3.

16- Jafari Samimi, A., & Farajzade, Z. (2019). Factors affecting food price index in Iran. *Journal of Agricultural Economics Researches 11*(1). http:/doi.org/20.1001.1.20086407.1398.11.41.1.6.

17- Jafari Samimi, A., & Mostafapour, Y. (2020). The symmetric test of the impact of the real exchange rate on the value-added of the agriculture sector in Iran: application of the Markov Switching Method . *Macroeconomics Research Letter 14*(28): 39-60. http:/doi.org/10.22080/IEJM.2020.14229.1597.

18- Kohansal, M., & Hezareh, R. (2017). The impacts of oil price shocks, exchange rate on food prices in urban areas of Iran. *Agricultural Economics Research 8*(32): 171-190.

19- Kwon, D.H., & Koo, W.W. (2009). *Price transmission channels of energy and exchange rate on food sector: A disaggregated approach based on stage of process* (No. 319-2016-9825).

20- Layani, G., Bakhshoodeh, M., Aghabeygi, M., Kurstal, Y., & Viaggi, D. (2020). The impact of food price shocks on poverty and vulnerability of urban households in Iran. *Bio-based and Applied Economics 9*(1): 109-125. https://doi.org/10.13128/bae-8892.

21- Layani, G., & Esmaeili, A. (2015). Evaluation of urban households' vulnerability to rising prices of foods imports in Iran. *Agricultural Economics Research 7*(27): 109-127.

22- Mutuc, M., Pan, S., & Hudson, D. (2011). Response of cotton to oil price shocks. *Agricultural Economics Review 12*(389-2016-23468).

23- Narayan, P.K., & Narayan, S. (2005). Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Economic Modelling 22*(3): 423-438. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2004.06.004.

24- Nazlioglu, S., & Soytas, U. (2011). World oil prices and agricultural commodity prices: Evidence from an emerging market. *Energy Economics 33*(3): 488-496. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.11.012.

25- Nazlioglu, S., & Soytas, U. (2012). Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: A panel cointegration and causality analysis. *Energy Economics 34*(4): 1098-1104. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.09.008.

26- Nematollahi, Z., Shahnoushi Froushani, N., Javanbakht, O., & Daneshvar Kakhki, M. (2013). Effects of subsidies targeted of energy carriers on agriculture and food industry in Iran. *Agricultural Economics and Development 21*(3): 35-58. https://doi.org/10.30490/AEAD.2013.58708.

27- Pesaran M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics 16*(3): 289-326. https://doi.org/10.1002/jae.616.

28- Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1995). *An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration*

analysis (Vol. 9514). Cambridge, UK: Department of Applied Economics, University of Cambridge.
29- Pishbahar, E., Ghahremanzadeh, M., & Aref Eshghi, T. (2014). Exchange pass-through in to food inflation in Iran. *Agricultural Economics 7*(4): 1-21.
30- Reboredo, J.C. (2012). Do food and oil prices co-move?. *Energy Policy* 49: 456-467. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.06.035.
31- Reboredo, J.C., & Ugando, M. (2014). US dollar exchange rate and food price dependence: Implications for portfolio risk management. *The North American Journal of Economics and Finance* 30: 72-89. https://doi.org/10.1016/j.najef.2014.08.005.
32- Sarabi, Z., Ansari, V., Salami, H., & Hosseini, S. (2020). Analyzing the effect of increase in exchange rate on cost price of agricultural products. *Journal of Agricultural Economics and Development 34*(2): 201-221. https://doi.org/10.22067/jead2.v34i2.86055.
33- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications* 281-314. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9.
34- Tarazkar, M., Sheikhzeinoddin, A. (2019). The impacts of asymmetric oil shocks on agricultural commodity price: application of nonlinear autoregressive distributed lags (NARDL) approach. *Journal of Agricultural Economics Researches 11*(1). https://doi.org/20.1001.1.20086407.1398.11.41.5.0.
35- Wong, K., & Shamsudin, M.N. (2017). Impact of crude oil price, exchange rates and real GDP on Malaysia's food price Fluctuations: Symmetric or Asymmetric?. *International Journal of Economics & Management 11*(1).
36- Yu, T.H. (Edward), Bessler, D.A., & Fuller, S. (2006). *Cointegration and causality analysis of world vegetable oil and crude oil prices* (No. 379-2016-21814). https://doi.org/10.22004/ag.econ.21439.
37- Zare Mehrjerdi, M., Ziaabadi, M., & Jalaei, S. (2011). The effects of trade liberalization and government size on employment in agricultural sector of Iran. *Agricultural Economics 4*(4): 65-79.
38- Zhang, Q., & Reed, M. (2008). *Examining the impact of the world crude oil price on China's agricultural commodity prices: the case of corn, soybean, and pork* (No. 1368-2016-108438). https://doi.org/10.22004/ag.econ.6797.
39- Zou, L., Zheng, B., & Li, X. (2017). The commodity price and exchange rate dynamics. *Theoretical Econ Lett* 7: 1770–1793. https://doi.org/10.4236/.2017.